

BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ
Revista Estudios Económicos N° 18 (Diciembre 2009)
www.bcrp.gob.pe/publicaciones/revista-estudios-economicos/estudios-economicos-no-18.html

Efectos No-Lineales de las Variaciones del Tipo de Cambio sobre el Riesgo Cambiario-Crediticio. Evidencia Empírica para Perú*

Pablo J. Azabache La Torre [a]

Resumen

Se propone evaluar el impacto de las variaciones del tipo de cambio sobre el riesgo cambiario-crediticio de los bancos a través de un modelo umbral, el cual considera la existencia de 2 regímenes, el primero es de un escenario de baja volatilidad del tipo de cambio y el segundo de alta volatilidad. Este modelo permite analizar si la volatilidad del tipo de cambio influye en la capacidad de pago de los deudores y estimar el tamaño de depreciación a partir del cual los deudores tienen problemas de pago en sus obligaciones financieras lo que se traduce en incrementos de la morosidad de los créditos en moneda extranjera (variable *proxy* del riesgo cambiario-crediticio).

Se encuentra que el umbral de depreciación a partir del cual las variaciones del tipo de cambio afectan la capacidad de pago de los deudores es de 11,5 por ciento. El efecto umbral estimado muestra que el efecto de un incremento de 1 por ciento en el tipo de cambio, sobre el ratio de morosidad de los créditos en moneda extranjera, es 4,5 veces mayor en el segundo régimen en comparación a su efecto estimado en el primer régimen. Los resultados se comparan con las de un modelo que considera la existencia de un solo régimen, y se encuentra que los modelos lineales subestiman el impacto del tipo de cambio. Adicionalmente, se encuentra evidencia de posibles efectos asimétricos entre el ciclo económico y el riesgo de crédito.

Clasificación **JEL**: C3, G2.
Palabras clave: Riesgo cambiario-crediticio, Modelo umbral, Choques de tipo de cambio, Ciclo económico.

---

* Agradezco los comentarios de Carlos Montoro y de Gabriel Rodríguez. También, agradezco a Yalina Crispín Velásquez por su excelente asistencia de investigación. Los puntos de vista expresados en esta investigación son del autor y no reflejan la posición del Banco Central de Reserva del Perú.

[a] Banco Central de Reserva del Perú y Universidad Peruana de Ciencias Aplicadas-UPC: Jr. Antonio Miró Quesada 441, Lima 1, Perú. Teléfono: +511 613-2000 (4429). Correo electrónico: pablo.azabache@bcrp.gob.pe.

1. Introducción

Cuando los bancos otorgan un crédito en una moneda diferente a la que el deudor genera sus ingresos, están asumiendo un mayor riesgo de crédito latente en comparación al que asumen si el crédito es otorgado en la moneda en la que el deudor genera sus ingresos. Este riesgo derivado, llamado riesgo cambiario-crediticio (RCC), representa la probabilidad de que los bancos enfrenten pérdidas por el incumplimiento de los pagos de los deudores debido a variaciones del tipo de cambio.

La variable clave es el descalce de monedas que se genera en la hoja de balance del deudor cuando éste toma un préstamo en una moneda diferente a la que genera sus ingresos. Si consideramos como moneda extranjera al dólar y la moneda doméstica al Nuevo Sol, un incremento del tipo de cambio provoca que el préstamo en dólares expresado en Nuevos Soles se incremente, generando mayores gastos financieros en términos de la moneda doméstica. Estos mayores gastos financieros, dependiendo del tamaño de la depreciación, pueden generar problemas de liquidez, haciendo que el deudor incumpla sus pagos financieros con la entidad bancaria. Es así como el riesgo cambiario de los deudores, generado por el descalce de monedas, se traslada al balance de los bancos incrementando su riesgo de crédito. Si las variaciones en el tipo de cambio continúan y la economía entra en recesión el problema de liquidez de los agentes se convierte en un problema de solvencia pudiendo afectar sus decisiones de inversión y producción (Efecto Hoja de Balance).

Los primeros indicios sobre la existencia de este riesgo derivado se pueden encontrar en la literatura que aborda las causas de las crisis financieras de los países en desarrollo. Allen *et al*. (2002) encuentran que un fuerte incremento en el tipo de cambio puede generar pérdidas considerables en los prestatarios, los bancos al buscar cubrirse del riesgo cambiario a través de los préstamos en dólares trasladan el descalce cambiario de sus balances a los balances de los prestatarios. De Nicoló *et al*. (2003) evalúan los beneficios y los riesgos asociados con la dolarización de los sistemas bancarios, y encuentran que la inestabilidad financiera es probablemente más alta en economías dolarizadas, siendo los riesgos de solvencia y liquidez las causas de la fragilidad de estos sistemas.

Literatura sobre la existencia de este riesgo derivado en países con dolarización financiera es reciente y en general es empírica y adolece de estructura teórica. Azabache (2005) realiza una evaluación empírica del riesgo cambiario-crediticio para los sistemas bancarios de Perú y

Bolivia. Mediante las funciones respuesta al impulso de modelos VAR, analiza la relación y la dinámica que presenta el ratio de morosidad de los créditos en moneda extranjera ante choques de tipo de cambio, inflación y actividad económica, para ambos sistemas bancarios. El autor encuentra que el mecanismo de transmisión del riesgo cambiario-crediticio actúa con mayor rapidez en Bolivia con respecto al de Perú. Adicionalmente, a través de un modelo de datos de panel dinámico estima el impacto de las variaciones del tipo de cambio en la calidad de cartera de los bancos de ambos países, encuentra que la morosidad del sistema bancario peruano es menos sensible a los choques de tipo de cambio en comparación a la de Bolivia. Escobar (2003) analiza el efecto de las variaciones del tipo de cambio sobre la actividad de intermediación financiera de Bolivia para el periodo 1990-2003. El autor sostiene que al producirse una alta depreciación del tipo de cambio, los deudores del sistema financiero, en particular los del sector no transable, ven incrementar tanto las tasas de interés reales de sus préstamos como el capital adeudado de los mismos generando efectos negativos sobre su capacidad de pago, lo cual se transmite al sistema financiero a través del deterioro de la cartera de créditos de los bancos. Jiménez (2004), plantea las principales consecuencias que tiene el riesgo cambiario-crediticio sobre: i) la calificación de riesgo de deuda emitida en monedas diferentes, ii) la constitución de provisiones, y iii) la asignación de capital económico en las entidades financieras con clientes cuya deuda presenta descalce cambiario.

Conocer el potencial impacto negativo de las variaciones del tipo de cambio sobre el balance tanto de las empresas como de los bancos es de vital importancia para el hacedor de política monetaria como para la regulación bancaria. La existencia de este riesgo podría sustentar la intervención del Banco Central en el mercado cambiario con el objetivo de reducir la volatilidad del tipo de cambio. Asimismo, implica que el supervisor bancario debe exigir la gestión y el requerimiento de provisiones de este nuevo riesgo de crédito.

En este documento se plantea un nuevo modelo para evaluar si las variaciones del tipo de cambio incrementan el riesgo de crédito de los bancos. Este modelo se construye sobre la hipótesis de efectos no-lineales de las variaciones del tipo de cambio sobre la capacidad de pago de los deudores. Esta hipótesis es interpretada como: “pequeñas variaciones del tipo de cambio no afectan la capacidad de pago de los deudores por lo que su impacto sobre el riesgo de crédito es despreciable o estadísticamente no significativo; sin embargo, fuertes variaciones del tipo de cambio sí afectan la capacidad de pago de los deudores incrementando los créditos con problemas de pago de los bancos”.

La construcción de este modelo constituye nuestro principal aporte a la literatura que investiga el riesgo de crédito en países con dolarización financiera. Primero nos permite evaluar si la volatilidad del tipo de cambio influye en la capacidad de pago de los deudores o cualquier magnitud de depreciación afecta a ésta. Segundo, nos permite estimar en base a datos históricos el tamaño de depreciación que afecta la capacidad de pago de los deudores. A mi conocimiento y hasta el momento en que se realizó esta investigación (enero de 2006) no se ha planteado modelo alguno para estimar el tamaño del choque de depreciación que afecta la capacidad de pago de los deudores. Recientemente, Marcucci y Quagliariello (2009) han analizado el efecto asimétrico que tiene el ciclo económico sobre el riesgo de crédito de la banca Italiana, y también utilizan la metodología econométrica umbral con la cual se estima nuestro modelo no-lineal.

La implementación empírica de esta no-linealidad se realiza a través de un modelo umbral, el cual se desarrolla en tres etapas. En la primera etapa se estima el tamaño del choque de depreciación que afecta la capacidad de pago de los deudores. En base a este umbral se divide los datos de la morosidad de los créditos en moneda extranjera (variable *proxy* del riesgo cambiario-crediticio) en dos clases o regímenes; el primer régimen corresponde a leves choques de depreciación o baja volatilidad del tipo de cambio, y el segundo corresponde a fuertes choques de depreciación o alta volatilidad del tipo de cambio. En la tercer etapa se estima el impacto de la depreciación en cada régimen.

Se encuentra que el umbral de depreciación a partir del cual las variaciones del tipo de cambio afectan la capacidad de pago de los deudores es de 11,5 por ciento, el cual es estadísticamente valido a un nivel de confianza de 90 por ciento. En ambos regímenes las variaciones del tipo de cambio incrementan la morosidad de los créditos en moneda extranjera, además los parámetros estimados son estadísticamente significativos. Sin embargo, en el primer régimen el impacto de las variaciones del tipo de cambio es débil (0,03) mientras que en el segundo régimen el impacto es muy superior (0,14). El efecto umbral, en el que se basa nuestra hipótesis, índica que el impacto de una depreciación de 1 por ciento es 4,7 veces mayor en el segundo régimen con respecto al impacto que se da en el primer régimen. Así, el tamaño de los coeficientes nos lleva a no rechazar la hipótesis de efectos no-lineales.

Adicionalmente, los resultados dan indicios de un efecto asimétrico entre las fases del ciclo económico y el riesgo de crédito. El efecto umbral determina que el impacto de la caída del producto sobre el ratio de morosidad es de 7,3 veces mayor en el segundo régimen con respecto al primero. Esta asimetría indica que el riesgo de crédito es subestimado en la fase expansiva del

ciclo económico. En esta fase el crédito crece, la morosidad disminuye y tienden a cometerse errores de evaluación de riesgos que después se traducen en pérdidas durante la fase contractiva (Borio *et al.* (2001)).

Finalmente, se comparan los resultados del modelo no-lineal con los de un modelo de un solo régimen, el cual es estimado mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y el método generalizado de momentos (GMM). Las regresiones muestran que los coeficientes del modelo lineal, estimados con ambos métodos, subestiman el impacto de las variaciones del tipo de cambio. En ambos casos el tamaño del coeficiente de la depreciación (MCO (0,02) y GMM (0,04)) es muy similar al estimado en el primer régimen del modelo umbral (0,03).

Este documento tiene las siguientes secciones. En la sección 2 describo los datos utilizados en el modelo. En la sección 3 presento el modelo umbral para evaluar la existencia del riesgo cambiario-crediticio. En la sección 4 presento los resultados del modelo no-lineal, además comparo los resultados con los obtenidos de un modelo que sólo considera un régimen. En la sección 5 se presentan las conclusiones.

2. Datos y muestra

Los datos son de series de tiempo de frecuencia mensual para el periodo diciembre 1993-diciembre 2008. Se utiliza el balance agregado del sistema bancario peruano reportado por la Superintendencia de Banca, Seguros y AFP (SBS) e información de variables económicas publicadas por el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP). La disponibilidad de información financiera de los bancos peruanos restringió la muestra a este periodo. En el anexo 1 se presenta el detalle de estas variables y las transformaciones realizadas.

Siendo el objetivo analizar el impacto de las variaciones del tipo de cambio sobre el riesgo de crédito generado por el descalce de monedas de los deudores, es importante construir una medida adecuada de este riesgo. En Perú la Superintendencia de Banca, Seguros y AFP clasifica el portafolio de créditos de los bancos de manera contable, por tipo de crédito y por categoría de riesgo (véase anexo 2). En esta investigación el indicador del riesgo cambiario-crediticio (RCC) es construido como el porcentaje de créditos con problemas de pagos (refinanciados, vencidos y en cobranza judicial) del total del portafolio de créditos en moneda extranjera.

Este ratio puede ser interpretado como un ratio de morosidad ampliado[1] ya que considera a los créditos refinanciados y reestructurados. Se incluye a estos créditos debido a que presentan implícitamente problemas de pago que pueden haber sido causados por factores idiosincráticos de los deudores, por factores sistémicos (como caídas del PBI o incrementos del tipo de cambio) o por una combinación de ambos.

Gráfico 1
Morosidad del portafolio de créditos en moneda extranjera y tipo de cambio
(variación porcentual 12 meses)

Periodo de crisis financieras

40, 20, 0, -20, -40, -60, -80

95 96 97 98 99 00 01 02 03 04 05 06 07 08

Variación del ratio de morosidad de la cartera de créditos en moneda extranjera
Variación del tipo de cambio

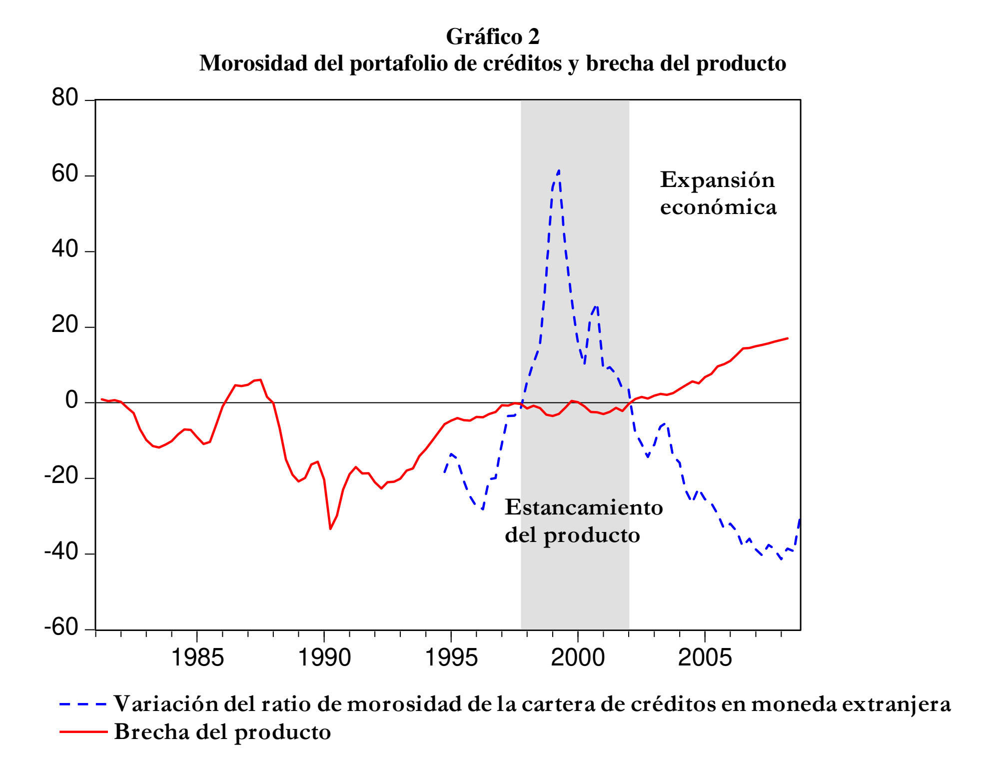
Para medir los choques de tipo de cambio se utiliza la variación anual del tipo de cambio venta promedio del mes. En el gráfico 1 se presenta la evolución de la variación anual de la mora en moneda extranjera y la tasa de depreciación. Se observa que durante el periodo 1998-2001 los incrementos del tipo de cambio fueron acompañados de fuertes incrementos en la morosidad en moneda extranjera. Durante este periodo se dieron choques internos y externos que afectaron la solidez del sistema bancario peruano. El dos de julio de 1997 se inició la crisis Asiática (fecha de la devaluación del bath tailandés), la cual afectó a las economías de países emergentes. En Sudamérica,

[1] El ratio de morosidad contable establecido por la SBS es la suma de los créditos vencidos y en cobranza judicial entre el total de la cartera de créditos.

países como Chile, Colombia, Brasil y Venezuela adoptaron medidas para contrarrestar la volatilidad de sus tipos de cambio y detener la pérdida de reservas internacionales en un intento por defender sus monedas.

Luego, el 17 de agosto de 1998 Rusia declaró la moratoria en el pago de su deuda la cual fue acompañada por la desestabilización del rublo. Esto generó una crisis de liquidez internacional. En América Latina las tasas de interés y la percepción el riesgo país aumentaron. En Perú, el impacto de la crisis de liquidez, luego de los sucesos en Rusia, se manifestó a través de una fuerte contracción del crédito bancario debido al recorte importante de las líneas de crédito que recibía la banca local de bancos internacionales. Finalmente el 13 de enero de 1999 se dio la crisis brasilera (el real inicio su transición a un régimen de tipo de cambio flotante), la que acentuó la contracción del crédito bancario y de la actividad económica e indujo al alza a las tasas de interés.

Gráfico 2
Morosidad del portafolio de créditos y brecha del producto



Otra variable importante que explica el deterioro de la cartera de créditos de los bancos es la evolución de la actividad económica. La literatura bancaria considera al ciclo económico como la principal variable macroeconómica que explica al riesgo de crédito.

Algunos ejemplos son aquellos como Pesola (2001), Salas y Saurina (2002), Meyer y Yeager (2001) que demuestran que la caída del PBI incrementa el riesgo de crédito. En el gráfico 2 se presenta la variación de la mora junto con la brecha del producto[2]. Durante el periodo de estancamiento de la actividad económica, 1998-2001, la morosidad en moneda extranjera se incrementó fuertemente; mientras que en el periodo de auge, 2002-2008, la morosidad se ha reducido considerablemente.

3. Efectos no-lineales de la depreciación sobre el riesgo cambiario-crediticio

3.1 El modelo

El modelo para evaluar la existencia del riesgo cambiario-crediticio es construido partiendo de la hipótesis de que existe un umbral de depreciación a partir del cual las variaciones del tipo de cambio incrementan fuertemente la morosidad de los créditos en moneda extranjera. Denotando los datos de la morosidad del portafolio de crédito en moneda extranjera como MME y al umbral de depreciación a partir del cual se activa el RCC como γ, el modelo puede ser escrito como[3]:

$$MME_t = \alpha_1 MME_{t-1} I_{(Dep_t \leq \gamma)} + \alpha_2 Dep_t I_{(Dep_t \leq \gamma)} + \beta_1 MME_{t-1} I_{(Dep_t > \gamma)} + \ldots \\ + \beta_2 Dep_t I_{(Dep_t > \gamma)} + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

Donde I(.) denota la función que indica el régimen y *Dep* denota la variación anual del tipo de cambio y $\alpha_1, \alpha_2, \beta_1 y \beta_2$ denotan los parámetros de interés a ser estimados. Este modelo resulta incompleto al no considerar otras variables relevantes que afectan al riesgo de crédito, además su omisión puede generar sesgo en los estimadores. Siguiendo a Azabache (2005), Brookes *et al* (1994), Clair (1992), Davis (1993), Freixas *et al* (1994), González-Hermosillo *et al* (1997) y Saurina y Salas (2002) se incluye en el modelo a la variación del crédito (*Col*), inflación (*Inf*), ciclo económico (*Ciclo*) y adeudados (*Adeu*). Así el modelo ampliado es el siguiente:

2 La estimación de la brecha del producto es tomada de Rodriguez (2009).

3 El modelo incluye el rezago de la morosidad debido a que los créditos con problemas de pago aún se contabilizan en los periodos siguientes según la normativa contable.

$$\begin{aligned} MME_t &= \alpha_1 Col_t I_{(Dep_t \le \gamma)} + \alpha_2 Dep_t I_{(Dep_t \le \gamma)} + \alpha_3 Adeu_t I_{(Dep_t \le \gamma)} + \alpha_4 MME_{t-1} I_{(Dep_t \le \gamma)} \\ &+ \alpha_5 Inf_t I_{(Dep_t \le \gamma)} + \alpha_6 Ciclo_t I_{(Dep_t \le \gamma)} + \beta_1 Col_t I_{(Dep_t > \gamma)} + \beta_2 Dep_t I_{(Dep_t > \gamma)} + \\ &\beta_3 Adeu_t I_{(Dep_t > \gamma)} + \beta_4 MME_{t-1} I_{(Dep_t > \gamma)} + \beta_5 Inf_t I_{(Dep_t > \gamma)} + \beta_6 Ciclo_t I_{(Dep_t > \gamma)} + e_t \end{aligned} \quad (3.2)$$

Otra manera de expresar el modelo de la ecuación (3.2) es como sigue:

$$\begin{aligned} MME_t &= \alpha_1 Col_t + \alpha_2 Dep_t + \alpha_3 Adeu_t \\ &+ \alpha_4 MME_{t-1} + \alpha_5 Inf_t + \alpha_6 Ciclo_t + e_t \end{aligned} \quad \text{para } Dep_t \le \gamma \quad (3.3)$$

$$\begin{aligned} MME_t &= \beta_1 Col_t + \beta_2 Dep_t + \beta_3 Adeu_t \\ &+ \beta_4 MME_{t-1} + \beta_5 Inf_t + \beta_6 Ciclo_t + e_t \end{aligned} \quad \text{para } Dep_t > \gamma \quad (3.4)$$

La solución del modelo se realiza de manera secuencial. En la primera etapa se estima el umbral de depreciación que activa el mecanismo de transmisión del riesgo cambiario-crediticio. En el modelo ampliado la variación del crédito, la depreciación y los adeudados están correlacionadas con el término error, por lo que la estimación del umbral, γ, se basa en un método de variables instrumentales (Hansen y Caner (2004)). Se incluye a los adeudados debido a que están altamente correlacionados con la depreciación; asimismo, esta variable forma parte de los fondos prestables de los bancos, por lo que una caída de éstos tendrá un efecto tanto el tipo de cambio como en la morosidad. Su inclusión permite aislar el efecto puro del tipo de cambio sobre la morosidad. Agrupando los regresores en dos grupos escribimos la ecuación (3.2) como:

$$MME_t = \alpha_1' z_t I_{(Dep_t \le \gamma)} + \beta_1' w_t I_{(Dep_t \le \gamma)} + \alpha_2' z_t I_{(Dep_t > \gamma)} + \beta_2' w_t I_{(Dep_t > \gamma)} + e_t \quad (3.5)$$

Donde z_t es un vector que contiene a los regresores endógenos (variación de las colocaciones, depreciación y variación de los adeudados) mientras que w_t es un vector que contiene a los regresores exógenos (rezago de la mora, inflación y ciclo económico). Luego $\alpha_1', \alpha_2', \beta_1', \; y \; \beta_2'$ representan los vectores de coeficientes de los regresores endógenos y exógenos en cada régimen.

Debido al problema de endogeneidad el estimador del umbral se basa en la estimación de un modelo de forma reducida para las variables endógenas en función de instrumentos exógenos. El modelo de forma reducida es escrito como:

$$z_t = g(x_t, \pi) + u_t \tag{3.6}$$

Donde u_t es el término de error (se distribuye con media cero y varianza constante), z_t es el vector de variables endógenas (incluye la variación de las colocaciones, la depreciación y la variación de los adeudados, por lo que existen 3 ecuaciones), y x_t es un vector de variables instrumentales que cumplen con el siguiente requisito:

$$E(u_t \mid x_t) = 0 \tag{3.7}$$

Un supuesto importante es que el término de perturbación de la ecuación estructural (3.2), e_t, es una sucesión de diferencias martingala (*martingale difference sequence*)

$$E(e_t \mid \xi_{t-1}) = 0 \tag{3.8}$$

Así (x_t, z_t) son medidos con respecto a ξ_{t-1}, el campo sigma generado por $\{x_{t-j}, z_{t-j}, e_{t-1-j} : j \geq 0\}$. Este supuesto nos permite usar al rezago de las variables explicativas endógenas como variables instrumentales además de las estrictamente exógenas consideradas en el modelo o fuera de éste.

Se asume que la función g(.) es conocida y obviamente π representa el vector de parámetros del modelo de forma reducida con los que construimos los valores predichos de las variables endógenas. La estimación de la ecuación (3.6) dependerá si existen restricciones a través de las ecuaciones. En caso no exista restricciones se puede estimar ecuación por ecuación con mínimos cuadrados. En caso existan restricciones a través de las ecuaciones hacemos uso del estimador mínimos cuadrados multivariado, el cual resuelve la siguiente ecuación:

$$\hat{\pi} = \underset{\pi}{\arg\min} \sum_{t=1}^{T} (z_{1t} - g_1(x_t, \pi))(z_{1t} - g_1(x_t, \pi))' \tag{3.9}$$

Con los parámetros estimados del modelo de forma reducida, formamos los valores ajustados de las variables endógenas y los sustituimos en el modelo estructural (ecuación 3.2). Seguidamente estimamos el umbral de depreciación mediante el método de mínimos cuadrados. Si permitimos que $S_t(\gamma)$ denote la suma de los errores al cuadrado, entonces el umbral estimado, $\hat{\gamma}$, será aquel que minimiza la suma de los errores al cuadrado y puede ser escrito como:

$$\hat{\gamma} = \arg\min_{\gamma \in Dep} S_t(\gamma) \tag{3.10}$$

Una vez estimado el valor del umbral, $\hat{\gamma}$, el segundo paso es estimar los parámetros de interés para cada régimen. Esto se realiza partiendo la muestra en base a los indicadores $I_{(Dep \leq \hat{\gamma})}$ y $I_{(Dep > \hat{\gamma})}$, luego los parámetros en cada régimen son estimados mediante el Método Generalizado de Momentos. Con el fin de simplificar las ecuaciones denotemos a $\overline{X}_1 \, y \, \overline{X}_2$ como las matrices de instrumentos para el primer y segundo régimen respectivamente, y a $\overline{Y}_1 \, y \, \overline{Y}_2$ como la matriz de datos del conjunto de regresores (tanto endógenos como exógenos) para el primer y segundo régimen respectivamente. Así, el estimador mínimos cuadrados en 2 etapas es:

$$\tilde{\theta}_1 = (\hat{Z}_1' \hat{X}_1 (\hat{X}_1' \hat{X}_1)^{-1} \hat{X}_1' \hat{Z}_1)^{-1} (\hat{Z}_1' \hat{X}_1 (\hat{X}_1' \hat{X}_1)^{-1} \hat{X}_1' Y) \tag{3.11}$$

$$\tilde{\theta}_2 = (\hat{Z}_2' \hat{X}_2 (\hat{X}_2' \hat{X}_2)^{-1} \hat{X}_2' \hat{Z}_2)^{-1} (\hat{Z}_2' \hat{X}_2 (\hat{X}_2' \hat{X}_2)^{-1} \hat{X}_2' Y) \tag{3.12}$$

Donde $\tilde{\theta}_1$ y $\tilde{\theta}_2$ representan el vector de estimadores para el primer y segundo régimen respectivamente. Luego en base a los parámetros estimados computamos el vector de residuos por lo que la matriz de pesos es:

$$\tilde{\Omega}_1 = \sum_{i=1}^{n} x_i x_i' \tilde{e}_i^2 1(q_i \leq \hat{\gamma}) \tag{3.13}$$

$$\tilde{\Omega}_2 = \sum_{i=1}^{n} x_i x_i' \tilde{e}_i^2 1(q_i > \hat{\gamma}) \tag{3.14}$$

Así el estimador GMM es:

$$\tilde{\theta}_1 = (\hat{Z}_1' \hat{X}_1 \tilde{\Omega}_1^{-1} \hat{X}_1' \hat{Z}_1)^{-1} (\hat{Z}_1' \hat{X}_1 \tilde{\Omega}_1^{-1} \hat{X}_1' Y) \tag{3.15}$$

$$\tilde{\theta}_2 = (\hat{Z}_2' \hat{X}_2 \tilde{\Omega}_2^{-1} \hat{X}_2' \hat{Z}_2)^{-1} (\hat{Z}_2' \hat{X}_2 \tilde{\Omega}_2^{-1} \hat{X}_2' Y) \tag{3.16}$$

Finalmente, es importante evaluar la significancia estadística de la existencia de no linealidad en el modelo[4]. La hipótesis a evaluar es H_0: $\gamma=\gamma_0$, para esto se construye el siguiente ratio de verosimilitud (Hansen (2000)):

$$LR_t(\gamma) = t\frac{S_t(\gamma) - S_t(\hat{\gamma})}{S_t(\hat{\gamma})} \tag{3.17}$$

3.2 Resultados empíricos

Se estima que el umbral de depreciación que activa el mecanismo de transmisión del riesgo cambiario-crediticio es de 11,5 por ciento (ver cuadro 3). A partir de la ecuación (3.17) se ha elaborado el test ratio de verosimilitud con el que se ha construido un intervalo de confianza para el umbral de depreciación, el cual estaría entre 11,2 por ciento y 12,3 por ciento.

Cuadro 3

Cuadro 3: Umbral estimado e intervalo de confianza

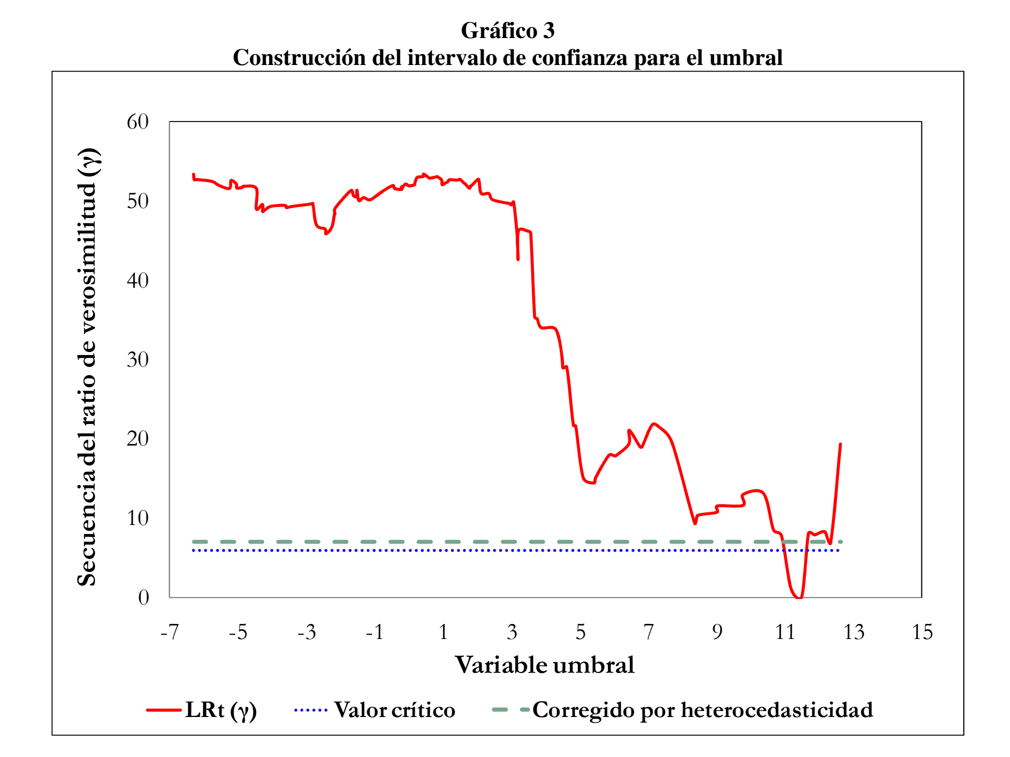
Umbral	**11,49**	
Intervalo de confianza	Inferior	Superior
Homocedasticidad	11,18	11,49
Heterocedasticidad corregida	11,18	12,34

En el gráfico 3 se presenta la secuencia del ratio de verosimilitud. Se observa que el ratio de verosimilitud pasa el valor crítico para un nivel de confianza de 90 por ciento, por lo que no se puede rechazar la hipótesis de efectos no-lineales de las variaciones del tipo de cambio sobre la morosidad del portafolio de créditos en moneda extranjera de los bancos. Corrigiendo por heterocedasticidad el ratio de verosimilitud también pasa el valor crítico.

[4] La distribución asintótica del umbral estimado es de la misma forma que la de los modelos de cambio de punto, aunque la escala es diferente (Hansen (2000)). Con el test ratio de verosimilitud para el umbral se construye un intervalo de confianza invirtiendo este estadístico.



Gráfico 3
Construcción del intervalo de confianza para el umbral



En base al umbral de depreciación, 11,5 por ciento, se ha dividido la muestra en dos regímenes y mediante el estimador GMM se ha estimado los parámetros de las variables relevantes para cada régimen.

En el cuadro 4 se presentan los resultados de las estimaciones. Nuestra atención se centra en el coeficiente de la depreciación para cada régimen. En ambos regímenes las variaciones del tipo de cambio incrementan la morosidad de los créditos en moneda extranjera, además los parámetros estimados son estadísticamente significativos. El tamaño de los coeficientes estimados refuerza la hipótesis de efectos no-lineales. En el primer régimen el impacto de las variaciones del tipo de cambio es débil (0,03) mientras que en el segundo régimen el impacto es muy superior (0,14). El efecto umbral, en el que se basa nuestra hipótesis, índica que el impacto de una depreciación de 1 por ciento es 4,7 veces mayor en el segundo régimen con respecto al impacto que se da en el primer régimen.

Cuadro 4
Resultados

Variable endógena: Mora del portafolio de créditos en moneda extranjera					
Régimen 1: Variable umbral menor que 11,49 (Dep≤γ)					
Número de observaciones	144				
				Intervalo	
	Coeficiente	**Error estándar**	**Estadístio "T"**	**Inferior**	**Superior**
Explicativas endógenas					
Colocaciones	-0,010	0,004	-2,407	-0,018	-0,001
Depreciación	0,029	0,010	2,776	0,008	0,050
Adeudados	0,0004	0,001	0,489	-0,001	0,002
Explicativas exógenas					
Constante	-0,089	0,154	-0,579	-0,409	0,212
Morosidad(-1)	0,991	0,011	92,810	0,970	1,013
Inflación(-1)	0,056	0,018	3,045	0,020	0,094
Ciclo(-4)	-0,072	0,028	-2,597	-0,134	-0,017
Régimen 2: Variable umbral mayor que 11,49 (Dep>γ)					
Número de observaciones	21				
				Intervalo	
	Coeficiente	**Error estándar**	**Estadístio "T"**	**Inferior**	**Superior**
Explicativas endógenas					
Colocaciones	0,029	0,020	1,451	-0,037	0,072
Depreciación	0,137	0,035	3,956	0,057	0,243
Adeudados	-0,033	0,011	-2,941	-0,055	0,001
Explicativas exógenas					
Constante	5,251	1,352	3,885	2,602	9,494
Mora(-1)	0,374	0,080	4,653	0,127	0,552
Inflación(-1)	-0,003	0,073	-0,041	-0,244	0,140
Ciclo(-4)	-0,522	0,176	-2,958	-0,903	-0,058

Variables instrumentales:
Rezagos 1 y 4 de las colocaciones. Rezagos 1 y 2 de los adeudados. Términos de intercambio.
Rezagos 2 y 6 de la depreciación. Rezago 9 del ciclo.

Conforme a lo encontrado en otros estudios a nivel internacional (ver por ejemplo Pesola (2001), Salas y Saurina (2002), Meyer y Yeager (2001)), se encuentra que la contracción de la actividad económica incrementa el riesgo de crédito. El signo del coeficiente del ciclo económico es negativo, en ambos regímenes, además de estadísticamente significativo. Además, Los resultados dan indicios de un efecto asimétrico entre las fases del ciclo económico y el riesgo de crédito; este hecho se observa en la magnitud del coeficiente de cada régimen (se pasa de -0,072 en el primer régimen a -0,522 en el segundo régimen). El efecto umbral determina que el impacto de la caída del producto es de 7,3 veces mayor en el segundo régimen con respecto al primero.

Este efecto asimétrico implica que el riesgo de crédito es subestimado en la fase expansiva del ciclo económico. En las fases expansivas del ciclo el crédito crece, la morosidad disminuye, y se cometen errores de evaluación de riesgos que después se traducen en pérdidas durante la fase

contractiva (Borio *et al*. (2001)). El carácter cíclico de las provisiones, morosidad y crédito bancario esta ampliamente documentado en la literatura, por ejemplo Bikker y Metzemakers (2002) estiman para una muestra de 29 países de la OCDE que cuando la tasa de crecimiento del Producto Bruto Interno es menor que 3 por ciento, las provisiones son 60 por ciento más altas que cuando la tasa de crecimiento del PBI está alrededor de 3 por ciento.

Cuadro 5:
Modelo de un solo régimen

Variable dependiente: Mora del portafolio de créditos en moneda extranjera		
Número de observaciones	169	165
	Mínimos Cuadrados Ordinarios	**Método Generalizado de Momentos**
Explicativas endógenas		
Colocaciones	-0,0056	-0.0141**
	(0,0049)	(0,0049)
Depreciación	0,0221**	0,0383**
	(0,0076)	(0,0077)
Adeudados	-0,0014	0,0004
	(0,0013)	(0,0011)
Explicativas exógenas		
Morosidad(-1)	0,9846***	0,9912***
	(0,0121)	(0,0094)
Inflación(-1)	0,0355*	0,0917**
	(0,0210)	(0,0230)
Ciclo(-4)	-0,0419*	-0,1207**
	(0,0256)	(0,0297)
Constante	0,0208	-0,1104
	(0,1550)	(0,1410)

Error estándar en paréntesis.
* Indica signifancia al 10%.
** Indica signifancia al 5%.
*** Indica signifancia al 1%.

Para mostrar la superioridad del modelo no-lineal en la evaluación del RCC se procedió a comparar con los resultados de un modelo que presenta sólo un régimen. En el cuadro 5 se presentan las estimaciones del modelo de un solo régimen utilizando MCO y GMM. En ambos casos el tamaño del coeficiente de la depreciación (0,02 y 0,04 respectivamente) es muy similar al estimado en el primer régimen del modelo umbral (0,03). El modelo de un solo régimen bajo condiciones de leves choque de tipo de cambio subestima el impacto de las variaciones del tipo de cambio sobre la mora de los créditos en moneda extranjera.

4. Conclusiones

En esta investigación se evalúa el riesgo cambiario-crediticio a través de un modelo no-lineal, el cual permite la existencia de dos escenarios: uno de baja volatilidad del tipo de cambio y uno de alta volatilidad.
La construcción de este modelo constituye nuestro principal aporte a la literatura que investiga el riesgo de crédito en países con dolarización financiera, el cual es llamado riesgo cambiario-crediticio. Primero nos permite evaluar si la volatilidad del tipo de cambio influye en la capacidad de pago de los deudores o cualquier magnitud de depreciación afecta a ésta. Segundo, nos permite estimar en base a datos históricos el tamaño de depreciación que afecta la capacidad de pago de los deudores. A mi conocimiento y hasta el momento en que se realizó esta investigación (enero de 2006) no se ha planteado modelo alguno para estimar el tamaño del choque de depreciación que afecta la capacidad de pago de los deudores.

Los resultados muestran que la volatilidad del tipo de cambio influye en el efecto que tiene un choque de tipo de cambio sobre la capacidad de pago de los deudores. En particular se estima que depreciaciones por encima de 11,5 por ciento afectan la capacidad de pago de las empresas y familias traduciéndose en incrementos de los créditos con problemas de pago de los bancos.

También se encuentra evidencia de posibles efectos asimétricos de las fases del ciclo económico sobre el riesgo de crédito. Este resultado junto con el mayor impacto de las variaciones del tipo de cambio da un mensaje de realizar medidas preventivas en la gestión de riesgo de crédito. En particular estas medidas preventivas pueden dirigirse a la constitución de un fondo de provisiones cíclicas, donde se acumule recursos en la fase expansiva para ser usados en la fase contractiva en la que tanto los choques de tipo de cambio como de producto amplifican su efecto.

Referencias Bibliográficas

Allen M., Rosenberg Ch., Keller Ch., Setser B. y N. Roubini (2002), "A Balance Sheet Approach to Financial Crises", IMF Working Paper WP/02/210.

Azabache, Pablo (2005), "Aproximando la Importancia del Riesgo Cambiario Crediticio en Sistemas Bancarios Parcialmente Dolarizados", Documento de trabajo 01/2005, Ministerio de Economía y Finanzas del Perú.

Borio, C., Furfine, C.; Lowe, P. (2001), "Procyclicality of the financial system and financial stability: issues and policy option, en Marrying the macro- and micro-prudential dimensions of financial stability", Bis Papers No.1, 1-57.

Bikker, J.A. & Metzemakers, P.A.J., (2002), "Bank provisioning behaviour and procyclicality", Research Series Supervision (discontinued) 50, Netherlands Central Bank, Directorate Supervision.

Brookes, M., M. Dicks y M. Pradhan (1994), "An empirical model of mortgage arrears and repossessions", *Economic Modelling* 11, pp. 134-144.

Clair, R. T. (1992), "Loan growth and loan quality: some preliminary evidence from texas banks", Economic Review, Federal Reserve Bank of Dallas. Third Quarter, pp. 9-22.

Davis, E.P. (1993), "Bank credit risk", Working paper series N° 8, Bank of England.

De Nicoló G, Honohan P. y A. Ize (2003), "Dollarization of the Banking System: Good or Bad?", IMF Working Paper WP/03.

Escobar, F. (2003), "Efectos de las Variaciones del Tipo de Cambio sobre las Actividades de Intermediación Financiera de Bolivia: 1990-2003", *Revista de Análisis*, volumen 6 N°1. Banco Central de Bolivia.

Freixas, X., J. de Hevia, y A. Inurrieta (1994), "Determinantes macroeconómicos de la morosidad bancaria: un modelo empírico para el caso español", *Moneda y Crédito* 199, pp. 125-156.

González-Hermosillo, B., Pazarbasioglu, C., Billings, R. (1997), "Determinants of banking system fragility: a case of Mexico", *IMF Staff Papers*, Vol. 44 No.

Hansen, B.E. (2000). Sample splitting and threshold estimation. *Econometrica* 68, 575-603.

Hansen, B. y Caner, M. (2004), "Instrumental variable estimation of a threshold model", *Econometric Theory*, 20, 2004, 813-843.

Jiménez, Renzo (2004), "Riesgo Crediticio Derivado del Riesgo Cambiario: Perspectiva de una Economía Latinoamericana Parcialmente Dolarizada", *Revista Apuntes* N° 52. Universidad del Pacifico.

Marcucci, J., Quagliariello M. (2009), "Asymmetric effects of the business cycle on bank credit risk", *Journal of Banking & Finance* 33 (2009) 1624–1635

Meyer, A.P., Yeager, T.J., (2001), "Are small rural banks vulnerable to local economic downturns?", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 25–38.

Pesola, J., (2001), "The role of macroeconomic shocks in banking crises", Discussion Paper No. 6, Bank of Finland.

Rodriguez, G., (2009), "Using a forward-looking Phillips Curve to estimate the output gap in Perú", Series de documentos de trabajo. DT. N° 2009-010. Banco Central de Reserva del Perú.

Salas, V., Saurina, J., (2002), "Credit risk in two institutional settings: Spanish commercial and saving banks", *Journal of Financial Services Research* 22, 203–224.

Anexo 1
Variables, fuentes de información y definición de las variables

Variable	Fuente de información	Formula
Mora del portafolio de créditos en moneda extranjera (MME).	Superintendencia de Banca Seguros y AFP.	$MME_t = \frac{Cartera\ atrasada\ ME_t + refinanciada\ ME_t}{Total\ colocaciones\ brutas\ ME_t}$
Adeudados .	Superintendencia de Banca Seguros y AFP.	$Adeudados_t = \frac{(Adeudados_t - Adeudados_{t-12})}{Adeudados_{t-12}}$
Colocaciones de los créditos en moneda extranjera (Col ME).	Superintendencia de Banca Seguros y AFP.	$ColME_t = \frac{(ColME_t - ColME_{t-12})}{ColME_{t-12}}$
Producto Bruto Interno (PBI)	Banco Central de Reserva del Perú.	Ciclo estimado haciendo uso del filtro Hodrick-Prescott.
Índice de Precios al Consumidor (IPC).	Banco Central de Reserva del Perú.	$IPC_t = \frac{(IPC_t - IPC_{t-12})}{IPC_{t-12}}$
Tipo de cambio (TC).	Banco Central de Reserva del Perú.	$TC_t = \frac{(TC_t - TC_{t-12})}{TC_{t-12}}$
Términos de Intercambio (TI).	Banco Central de Reserva del Perú.	$TI_t = \frac{(TI_t - TI_{t-12})}{TI_{t-12}}$

Anexo 2
Clasificación del portafolio de colocaciones de los bancos

Contablemente	Por tipo de crédito	Por categoría de riesgo
Créditos normales Créditos refinanciados y reestructurados Créditos vencidos Créditos en cobranza judicial	Créditos comerciales Créditos MES Créditos de consumo Créditos hipotecarios	Normales Problemas potenciales Deficientes Dudosos Pérdida